

# 基于Logistic模型对流动人口政治效能感的影响因素分析

周 丽

上海工程技术大学管理学院, 上海

收稿日期: 2022年3月20日; 录用日期: 2022年4月14日; 发布日期: 2022年4月22日

---

## 摘 要

政治效能感是影响个体政治参与行为的重要心理因素, 政治参与行为是个体政治效能感在日常生活中的具体呈现。流动人口的 $政治效能感$ 可以观测流动人口在流入地与流出地不同的政治参与程度, 内在和外在政治效能感的差异又能反映出不同类型政治参与的影响。基于中国社会状况综合调查(CSS2019)数据, 运用二元logistic回归分析发现, 政治参与行为、地方政府服务水平、政府信任和社会公平等因素显著影响流动人口的 $政治效能感$ 。需要进一步推动户籍制度改革, 拓宽政治参与渠道, 提高政府公共服务水平, 化解流动人口政治参与困境, 提高整体政治效能感。

## 关键词

流动人口, 政治参与, 政治效能感

---

## Analysis of Influencing Factors on Political Efficacy of Floating Population Based on Logistic Model

Li Zhou

School of Management, Shanghai University of Engineering Science, Shanghai

Received: Mar. 20<sup>th</sup>, 2022; accepted: Apr. 14<sup>th</sup>, 2022; published: Apr. 22<sup>nd</sup>, 2022

---

## Abstract

Political efficacy is an important psychological factor that affects individual political participation behavior, and political participation behavior is the concrete manifestation of individual political

efficacy in daily life. The political efficacy of the floating population can be used to observe the different levels of political participation of the floating population in the place of inflow and outflow, and the difference between the internal and external political efficacy can reflect the influence of different types of political participation. Based on the data from the China Social Survey (CSS2019), the use of binary logistic regression analysis found that factors such as political participation behavior, local government service levels, government trust, and social equity significantly affect the political efficacy of the migrant population. It is necessary to further promote the reform of the household registration system, expand the channels for political participation, improve the level of government public services, resolve the dilemma of political participation of the floating population, and improve the overall political effectiveness.

## Keywords

Floating Population, Political Participation, Political Efficacy

Copyright © 2022 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

城乡一体化的外在拉动力和内生推动力加速了城市化进程，导致社会流动人口激增且流动边界不断向外延伸。截至 2019 年，我国流动人口人数高达 2.36 亿，约占总人口比例的 16.8%<sup>1</sup>。从人口普查学的角度来看，流动人口具有广义和狭义之分。前者指居住地与户口登记所在地的乡镇街道不一致(不包含市辖区)且离开户口登记地半年以上的人口；后者指市辖区内人户分离的人口。本文对流动人口的定义采用广义上的分类标准，他们在向外流动过程中，居住地逐渐趋于稳定，成为非户籍地居住的重要群体，参与当地的政治经济生活。根据我国户籍制度相关规定，流动人口依然保有户籍所在地的政治参与权利。由于流动群体人户分离的特殊性，其政治效能感成为影响政治参与行为的重要因素。较高的政治效能感是社会融合、参与民主的积极表征。随着非户籍地居住时间的延长，此类群体也是影响城乡社区和谐稳定、民主化进程的重要因素。

现有研究中，诸多学者对部分群体的政治效能感进行了实证分析。比如，采用经验研究的方法，关注城市居民的社区政治效能感[1]；或是聚焦女性村民群体，探索其家庭关系、政治心理对参与村内选举行为的影响[2]；也有人考察城市务工经历和现代性体验对农民工群体政治效能感的影响[3]；又或是从信任角度出发，观察地方官员的政治效能感[4]。总体而言，当前仍然缺乏对流动人口政治效能感影响因素的研究。此类群体在现实生活中面临政治参与双重边缘化[5]，政治权利陷入“权利贫困”，存在流出地“权利旁落”和流入地的“权利排斥”的政治参与张力。这种政治参与边缘化困境表征为由政治态度变化而引发的政治效能感偏低。因此，研究影响流动人口政治效能感的多重因素，不仅有利于发现流动人口在政治参与中存在的张力、帮助提高政治参与能力、培养政治参与意识，进而形成重要的社会稳定机制；同时对推动我国户籍制度改革、促进公共服务均等化、扩大公众政治参与方式、丰富我国政治效能感研究也提供了重要的思路。

## 2. 文献综述和研究假设

政治效能感作为一种政治心理现象，会对公民的政治参与行为、政治态度产生深远的影响。坎贝尔

<sup>1</sup>数据源于国家卫生健康委员会流动人口服务中心主办的流动人口数据平台。

将其定义为：个人政治行为确实或可能对政治进程产生影响的感觉，即履行公民义务是值得的。这种感觉使政治和社会变革成为可能的，公民个人可以在实现这种变革中发挥作用[6]。随后，西方学者在此概念之上进一步将政治效能感区分为内在政治效能感和外在政治效能感。前者是指个人对自我政治能力的评价，后者通常表现为一种政治信任，是当局和机构的感知反应[7]。而政治效能感作为一种政治规范有不同的呈现方式)可以表现为一种规范，一种心理上的困惑或感觉，或是一种行为形式[8]。国外研究者对政治效能感的分类、指标测量、影响因素、地域差异做了大量的实证分析，具有较为健全的研究体系。

群体的社会身份差异会导致影响因素的异质性，社会经济因素带来的影响仍然具有共性。整体而言，对政治效能感影响因素的研究大多从个体和组织两个层面展开，并从早期的单向度转为内外双向度。个体层面包括社会经济因素(涉及性别、年龄、受教育程度、个人收入以及政治面貌等社会人口学特征)、政治参与行为、社会感受、现代化体验等，组织层面则偏重于社会组织、社会组织的参与以及党派的一致性等问题。由于各国政体具有较大的差异性，且政治效能感作为一种主观心理状态受长期稳定的政党体制以及社会组织的影响较小，因此学者多从微观层面进行考察。

## 2.1. 社会经济因素

人类学特征是研究政治效能感的重要内容。内部效能和外部效能两个截然不同的维度都与特定的社会人口特征相关，某些社会人口统计变量始终是不同的国家政治效能感的重要预测因素[9]。Yesenia 研究青年群体政治参与发现，基于社会经济地位、父母教育程度和种族，青年公民知识和政治效能的差距越来越大，采用将公民扫盲补习班与应用政治参与相结合的干预措施可以在一定程度上提高其政治效能感[10]。布拉姆森研究不同种族儿童的政治态度时发现，种族因素会对政治效能有所影响[11]。裴志军将城乡居民和女性村民分别作为研究对象时发现，社会经济地位、政治技能习得、受教育程度、性别都是重要的影响因素[12]。李蓉蓉则证实了政治练达程度在一定程度上会影响农民的政治效能感，且其政党身份的获得会产生显著的影响[13]。

基于上述分析，本文提出以下假设：

H1：社会经济因素显著影响流动人口的政治效能感。

## 2.2. 政治参与行为

公民个人的政治参与行为与政治效能感有强烈的相关关系，对公民政治参与的强度、归因方式、行为的选择有着重要的影响[14]。内部效能能够解释自我预测参与的不同水平，以及每个国家的个人对不同参与模式(投票、代表、抗议和违法)的偏好[15]。在基层民主建设中，特定的政治参与行为会影响个人政治效能感。例如，教育型政治参与的“抗争”对政治效能感无法起到一般教育型的促进作用；而直接参与选举、投票的诱导型政治参与对外在效能感产生正向或负面的影响[16]。郑建军发现，政治效能感会产生中介作用，通过影响参与意愿来间接影响选举参与行为。进一步地，李蓉蓉指出内在政治效能感比外在政治效能感对于农民的政治参与行为的影响更为显著。

基于上述分析，本文提出以下假设：

H2：政治参与行为正向影响流动人口的政治效能感。

## 2.3. 地方政府服务水平

梯波特 - 麦奎尔公共物品供给模型中，人口充分流动是地方政府行为的预设前提。地方政府根据自身的资源约束采取行动)通过公共品供给来吸引或排斥人口)以保持适宜的地方人口规模[17]。公共服务水平关系到地方政府的政治绩效，两者构成一个可持续的良性循环[18]。简言之，地方政府服务水平不仅是

衡量地方政府政绩的标准，也是城市吸引人口迁入维持人口红利、外商投资促进经济增长的手段。以往研究中，地方政府服务水平多与政府信任、政府满意度相伴出现，极少与公民政治心理相关联。“为了追寻更多的发展机会和更精彩的人生，融入城市获得更多话语权”已成为新生代流动人口的主要流动动机，不再仅是为了“生存理性”而外出[19]。流动目的转变迫使我们不得不将视野放在更广阔的社会环境中，以考察流入与流出两地地方服务水平差异背后引起的政治参与环境的变化，进而了解对公民自身政治心层面的影响。

基于上述分析，本文提出以下假设：

H3：地方政府服务水平越高，流动人口政治效能感越高。

## 2.4. 社会感知状况

政府信任和政治效能感是影响公民参与意图的态度和能力的决定因素，是公民参与行为发生的前提条件[20]。政治效能感常作为中介变量对政府信任产生显著影响。王浦劬确证了政治效能感是将公众政府满意转化为公众政府信任的中介变量。其中介作用表明，公众对政府越满意，政治效能感越高，就越信任政府[21]。通常将政府信任和内部政治效能感的高低值两两结合来测量人们的政治态度偏好[22]。孟利艳根据政府信任和内部政治效能感的关系类型来界定青年和政治的疏离程度[23]。张于研究公众警察信任的影响机制时则指出，外在政治效能感促进公众警察信任，而内在政治效能感减小公众的警察信任[24]。胡荣也指出社会信任的普遍信任和特殊信任两个因子对公众的外在效能感有显著影响[25]。而社会公平感作为中介变量在政治效能感和政治信任之间发挥部分中介作用，表现为政治效能感不仅能直接影响政治信任，而且能通过社会公平感间接影响政治信任[26]。

基于上述分析，本文提出以下假设：

H4：社会感知状况显著影响流动人口的政治效能感。

## 3. 数据来源、变量选择和研究方法

### 3.1. 数据来源

本文数据来源于中国社会状况综合调查(Chinese Social Survey, 简称 CSS2019)的数据，该调查采用概率抽样的入户访问方式，调查区域覆盖了全国 31 个省、自治区、直辖市，包括了 151 个区市县，604 个村/居委会，每次调查访问 7000 到 10,000 余个家庭，完成有效问卷 10,028 份，具有一定的代表性和权威性。依据流动人口与非流动人口的划分进行筛选，最终获得流动人群的 1381 份样本。

### 3.2. 变量选择

1) 因变量。本文将非户籍地居住半年以上群体的政治效能感作为因变量，考察其影响因素的构成(见表 1)。在 CSS2019 中，由“我有能力和知识对政治进行评论”、“我的言论自由会受到政府部门的限制”、“老百姓参与政治活动没有用，对政府不能产生什么根本的影响”、“老百姓应该听从政府的，下级应该听从上级的”、“国家大事有政府来管，老百姓不必过多考虑”五个题目来衡量，用数字 1~4 分表示很同意到很不同意四个程度区间。参照密歇根大学调查研究中心测量方法，将前两项纳入考察内在政治效能感题项，后三项归为衡量外在政治效能感题项。分别加总得分得到内、外在政治效能感总分并进行二分类处理，用 1 表示效能感高，用 0 表示效能感低。

2) 自变量。社会经济因素包含年龄、政治面貌、绝对收入以及相对收入等因素，为了便于考察不同层次上政治效能感的程度，故对数据进行分组处理(见表 1)。性别变量为二分类变量，用 1 表示“男”，0 表示“女”。政治面貌则重新处理为二分类变量，即 1 来表示“党员”，0 表示“非党员”。学界利用



绝对收入和相对收入两个指标衡量个人总体社会经济地位。本文中,绝对收入(个人年均收入)为连续变量,故进行自然对数处理,使数据反映程度更为集中。社会经济阶层通常是社会经济因素的另一个体现,学界也将其称之为相对收入。本文中将个人社会经济阶层分为下、中、上三个层次。

对于政治参与行为,区分为发明性政治参与和邀请性政治参与。前者指的是公民主动发起的、自下而上的政治活动;后者指的是政府组织的、自上而下的政治活动[27](见表2)。本文中,采用“向社交媒体反映问题”“向政府部门反映意见”“参与集体维权活动”的频率来衡量发明性政治参与,将“参与村(居)委会选举”“参加所在村居/单位的重大决策讨论”的频率来衡量邀请性政治参与。两者加总得到政治参与频率并对其进行分二类处理,用0表示“未参与过”,1表示“参与过”。此外,使用目标群体浏览时政信息的频率来考察其政治关注程度,从“从不”到“几乎每天”用1~6编码。

在地方政府服务水平方面,分别从医疗卫生、社会保障、环境治理、政治权利、社会治安、行政执法、经济收入、就业机会、教育资源等14个方面入手综合衡量地方政府服务水平<sup>2</sup>(见表2)。以上14个题目分别用1~4分对“很不好”、“不太好”、“比较好”、“非常好”四个衡量程度进行赋值,合计得到地方政府服务水平总分。

在社会公平感知状况方面,CSS2019从高考制度、政治权利、司法与执法、公共医疗、就业、收入、社会保障、城乡差异八个方面综合衡量社会公平程度(见表2)。上述题目的答案均采用四级计分(8个题目得分相加获得社会公平感总分<sup>3</sup>。对于政治信任,由“完全不信任”到“非常信任”四个区间来衡量中央政府、区县政府和乡镇政府信任程度。由于区县政府、乡镇政府都为地方政府<sup>4</sup>,故将其得分加总得到地方政治信任得分。

**Table 1.** Assignment and meaning of each variable

**表 1.** 各变量的赋值及含义

变量类型	变量名称	变量赋值及含义(括号内为变量均值)	
自变量	年龄	连续变量: 18~69岁(40.85)	
	性别	定类变量: 女 = 0, 男 = 1	
	政治面貌	定类变量: 非党员 = 0, 党员 = 1	
	社会经济因素	受教育程度	定序变量: 未上学 = 1; 小学 = 2; 初中 = 3; 高中、中专、技校 = 4; 大专 = 5; 本科及以上 = 6
	绝对收入	连续变量: 个人去年总收入的自然对数(10.40)	
	相对收入	定类变量: 下层 = 1; 中层 = 2; 高层 = 3	
	政治参与	定类变量: 未参与过 = 0, 参与过 = 1	
	政治参与行为	政治关注程度	连续变量: 从不 = 1; 一年几次 = 2; 一月至少一次 = 3; 一周至少一次 = 4; 一周多次 = 5; 几乎每天 = 6 (4.17)
	政府服务水平	地方政府服务水平	连续变量: 各测量指标的算术平均值(40.48)
	社会公平感知	中央政府政治信任	连续变量: 各测量指标的算术平均值(3.50)
地方政府政治信任		连续变量: 各测量指标的算术平均值(5.74)	
社会公平感		连续变量: 各测量指标的算术平均值(22.02)	
因变量	政治效能感	外在政治效能感	定类变量: 效能感低 = 0; 效能感高 = 1
	内在政治效能感	定类变量: 效能感低 = 0; 效能感高 = 1	

<sup>2</sup>使最大方差法进行主成分分析,提取一个公因子,其KMO系数为0.933,克隆巴赫系数为0.983,表面量表具有很高的信效度。

<sup>3</sup>对8个方面进行主成分分析,最大方差法旋转之后提取一个公因子且KMO系数0.859,克隆巴赫系数为0.815,均大于0.7表示量表信度可以接受。

<sup>4</sup>克隆巴赫系数为0.880,学界认为克隆巴赫系数高于0.7,说明量表信度可以被接受。

**Table 2.** Variable description statistics  
**表 2.** 变量描述统计情况

	最大值	最小值	平均值	标准差
年龄	69	18	40.85	12.476
性别	1	0	0.42	0.494
政治面貌	1	0	0.17	0.372
受教育程度	6	1	4.12	1.297
绝对收入	16	1	10.4	1.286
相对收入	3	1	1.82	0.396
政治参与	5	0	0.53	0.827
政治关注度	6	1	4.17	2.125
政府服务水平	56	14	40.48	6.77
社会公平感	32	8	22.02	3.532
外在政治效能感	1	0	0.67	0.469
内在政治效能感	1	0	0.62	0.486
有效个案数	1381			

### 3.3. 研究方法

本文研究多个自变量对因变量的影响程度，且因变量连续变量，因此采用多元线性回归来分析各影响因素对流动人口内外政治效能感的影响。利用 spss 24 作为分析工具，将流动人口的外在政治效能感、内在政治效能感作为自变量，构建二元 logistic 回归模型。

### 4. 研究结果

在分析回归模型之前，首先分别对内在和外在效能感进行基本的统计描述(见表 3)。由表 3 发现，纵向上，效能感高的人群占比更高，分别为 61.6%和 67.3%。横向上，外在效能高的人数占比多于内在效能感)效能低的人数比重要少于内在效能感。究其原因，我们可以从制度结构变化和行动回应两个方面入手。户籍制度改革前，流动人口离开户籍地，在居住地的政策安排、利益分配上和本地人口相比往往处于劣势和被动地位，他们很难有讨价还价的资格和余地，因而形成一个人数众多的弱势群体[28]。因此流动人口面临政治参与异化、利益表达不畅等问题。2014 年，国务院印发《关于进一步推进户籍制度改革的意见》，户籍制度改革进入全面实施阶段。这一过程中，地方政府、流动人口、社会组织等主要相关主体在其中表现出了多重面向，流动人口的权利状态发生改变，出现了一个弹性权利空间[29]。相较于户籍制度改革之前，流动人口在流入地的政治参与权利得到一定程度上的实现，反映在政治心理层面为效能感的提高。政治效能感的内在与外在维度都体现了市民对当地事务介入的信心，当一个城市的治理方式能让市民坚信自己属于治理联盟而未被排斥在外，市民的政治效能感无疑是较高的[30]。然而，正如学者研究发现，尽管存在“弹性权利空间”，但权利根本上仍受限于地方政府，其政治参与方式或者说权利实现方式受到限制。比如，作为流动人口典型代表的农民工群体，倾向于选择司法诉讼、集体行动等非制度性参与方式来主动获取政府回应，互联网技术的发展又恰好为非制度性参与提供了工具支持。换言之，流动人口刺激政府回应的途径增加了。通过集体行动、社会舆论刺激政府回应社会问题使得此类群体主观回应上得到满足，具体表现为外在政治效能感的提高。

**Table 3.** Frequency distribution of political efficacy  
**表 3.** 政治效能感的次数分布

	内在政治效能感	外在政治效能感
效能感低	38.4% (530)	32.7% (451)
效能感高	61.6% (851)	67.3% (930)
合计	100% (1381)	100% (1381)

其次，将年龄、性别、政治面貌、受教育程度、收入等社会经济因素先放入 Logistic 二元回归模型一中。随后将政治参与行为、地方政府服务水平、社会感知因素放入回归模型二、模型三以及模型四中，其中将政治效能感高编码为“1”，政治效能感低编码为“0”。

**Table 4.** Logistic regression model affecting the internal political efficacy of the floating population  
**表 4.** 影响流动人口内在政治效能感 logistic 回归模型

	模型一	模型二	模型三	模型四
	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)
年龄	-0.005 (0.005)	-0.006 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.003 (0.005)
性别(对照组: 女)				
男	-0.144 (0.122)	-0.138 (0.123)	-0.154 (0.124)	-0.116 (0.127)
政治面貌(对照组: 非党员)				
党员	0.365 (0.174)**	0.354 (0.174)**	0.330 (0.176)*	0.290 (0.177)
受教育程度	0.125 (0.051)**	0.123 (0.051)**	0.148 (0.052)***	0.124 (0.053)**
绝对收入	0.064 (0.048)	0.071 (0.049)	0.063 (0.049)	0.063 (0.05)
相对收入(对照组: 下层)				
中层	0.481 (0.145)****	0.489 (0.146)****	0.458 (0.148)***	0.429 (0.150)***
上层	1.708 (1.099)	1.724 (1.099)	1.542 (1.113)	1.300 (1.115)
政治参与		0.197 (0.120)*	0.210 (0.121)*	0.215 (0.122)*
政治关注程度		-0.013 (0.028)	-0.015 (0.028)	-0.015 (0.028)
政府服务水平			0.051 (0.009)****	0.027 (0.010)***
中央政府政治信任				-0.043 (0.101)
地方政府政治信任				0.132 (0.047)***
社会公平感				0.047 (0.020)**
常数	-0.866 (0.538)	-0.931 (0.540)	-2.994 (0.656)	-3.641 (0.736)
与模型相关信息:				
样本数:	1381	1381	1381	1381
H-L拟合度检验	0.194	0.079	0.155	0.354
似然比检验	1794.481 <sup>a</sup>	1791.577 <sup>a</sup>	1756.361 <sup>a</sup>	1738.186 <sup>a</sup>
模型预测率:	63.2%	63.4%	64.2%	64.4%

注: 数值为偏回归系数(B), ()内数值为标准误差(S.E), \* $P \leq 0.1$ , \*\* $P \leq 0.05$ , \*\*\* $P \leq 0.01$ , \*\*\*\* $P \leq 0.001$ 。

从表 4 中模型一中, 我们可以看出在六个社会经济因素自变量中, 年龄、性别和绝对收入三个自变量对流动人口内在政治效能感的影响不显著。这表明流动人口生理特征的变化和年均收入的增加不会必然改变其政治态度。但政治面貌、受教育程度, 尤其是主观社会地位是影响流动人口政治态度的主要因素。统计数据反映, 流动人口的政治身份属性会显著影响其内在政治效能感。在控制其他变量的情况下, 流动人口中党员的内在政治效能感是非党员流动的 0.365 倍, 这意味着具有党员身份比非党员身份流动人口的内在效能感更高。受教育程度的增加也会提高流动人口的内在政治效能感。此外, 流动人口主观社会经济地位会显著影响其内在政治效能感。在控制其他变量的情况下, 社会经济地位处于中等阶层的内在效能感是较低层的 0.481 倍。

在表 4 的模型二中, 我们将政治参与行为因素放入模型。衡量政治参与行为的因素有政治参与行为和政治关注程度两个。数据反映发现, 政治参与行为对流动人口的内在政治效能感产生正向影响, 而流动人口对政治的关注程度对其并无较大影响。随后, 我们逐次将地方政府服务水平、社会感知状况两大自变量先后放入模型三和模型四中, 其中社会感知状况由政治信任和社会公平感共同衡量。统计发现, 地方政府服务水平、地方政府政治信任、社会公平感对流动人口的内在效能感产生显著的正向影响。此外, 我们可以发现随着进入模型中自变量数量的递增, 模型的预测比率有 63.2% 增加到 64.4%, 这表明纳入的因变量对流动人口内在政治效能感的变化具有较好的解释力。

按照相同的统计程序, 我们也考察了上述自变量对流动人口的外在效能的影响(见表 5)。

由表 5 可见, 在影响流动人口外在政治效能感的社会经济因素中, 政治面貌和主观社会经济地位并没有产生显著差异。而生理特征、受教育程度以及年均收入三个变量产生了显著的不同, 前两个变量呈现出负向影响关系。具体表现为, 随着流动人口年龄的增加, 其外在政治效能感随之降低; 男性的外在政治效能感是女性的-0.466 倍, 这表明男性的外在政治效能感比女性更低。而个人绝对收入则正向影响外在政治效能感, 表现为随着个人的年均收入的增加, 其外在政治效能感也会随着提高。

紧接着, 将政治参与行为加入表 4 的模型二中, 我们发现流动人口的政治参与行为显著影响其外在政治效能感, 而政治关注程度没有产生显著影响。随后, 依次将地方政府服务水平、社会公平感纳入模型三和模型四中, 发现地方政府服务水平和地方政府政治信任显著负向影响流动人口的外在政治效能感; 而中央政府政治信任和社会公平感因素并没有呈现出明显的差异。由此可以推论, 相较于制定顶层战略的中央政府, 经常打交道的地方政府行为对流动人口的外在政治效能影响更大。

综上所述, 影响流动人口内、外效能感的影响因素呈现出多元特征。而受教育程度、政治参与行为、地方政府服务水平以及地方政府信任均对流动人口的内、外效能感产生显著影响; 政治面貌、相对收入和社会公平感因素能显著影响流动人口的内在效能感, 却未能影响其外在效能感; 而年龄、性别和绝对收入因素的影响状况正好与此相反。

## 5. 结论与讨论

### 5.1. 社会经济因素与政治效能感

社会经济因素对流动人口的政治效能感产生显著影响, 假设 1 成立。年龄、性别等生理因素对流动人口内在效能感影响不显著, 对外在效能感产生消极影响。

个体的人口学特征与社会地位是影响政治态度的重要因素。以往研究发现性别和年龄因素会对个体政治效能感产生显著影响。我们的研究中仅得出人口学特征对流动人口的外在效能感会产生显著差异, 而这种差异呈现出负向关系。导致这种结果产生的原因可能在于流动人口的特征差异。具体表现为, 流入地的劳动力需求。根据年龄分布可以发现, 年龄集中在 30~50 岁之间的社会主要劳动力占比约 54%。



**Table 5.** Logistic regression model affecting the external political efficacy of floating population  
**表 5.** 影响流动人口外在政治效能感 logistic 回归模型

	模型一 系数 (标准误)	模型二 系数 (标准误)	模型三 系数 (标准误)	模型四 系数 (标准误)
年龄	-0.034 (0.005)****	-0.036 (0.005)****	-0.037 (0.006)****	-0.038 (0.006)****
性别(对照组: 女)				
男	-0.466 (0.136)****	-0.471 (0.136)****	-0.473 (0.137)****	-0.499 (0.139)****
政治面貌(对照组: 非党员)				
党员	0.097 (0.189)	0.066 (0.189)	0.092 (0.190)	0.138 (0.192)
受教育程度	0.406 (0.058)****	0.395 (0.058)****	0.381 (0.059)****	0.406 (0.060)****
绝对收入	0.113 (0.055)**	0.119 (0.055)**	0.126 (0.055)**	0.126 (0.056)**
相对收入(对照组: 下层)				
中层	0.025 (0.159)	0.038 (0.159)	0.072 (0.652)	0.085 (0.161)
上层	1.496 (1.119)	1.540 (1.130)	1.788 (1.160)	1.912 (1.181)
政治参与		0.289 (0.131)**	0.290 (0.132)**	0.287 (0.133)**
政治关注程度		0.019 (0.030)	0.021 (0.030)	0.023 (0.031)
政府服务水平			-0.037(0.009)****	-0.022 (0.011)**
中央政府政治信任				-0.003 (0.112)
地方政府政治信任				-0.129 (0.051)**
社会公平感				-0.010 (0.021)
常数	-0.484 (0.599)	-0.586 (0.602)	0.922 (0.708)	1.223 (0.785)
与模型相关信息:				
样本数:	1381	1381	1381	1381
H-L拟合度检验	0.194	0.289	0.531	0.206
似然比检验	1794.481 <sup>a</sup>	1564.332 <sup>a</sup>	1547.385 <sup>a</sup>	1538.738 <sup>a</sup>
模型预测率:	63.2%	71.7%	72.0%	72.8%

注: 数值为偏回归系数(B), ()内数值为标准误差(S.E), \*P ≤ 0.1, \*\*P ≤ 0.05, \*\*\*P ≤ 0.01, \*\*\*\*P ≤ 0.001。

外在效能感的高低取决于政府的回应性的强弱。田北海发现大众传媒使用对农民的政治效能感有直接的正向影响[31]。年轻群体可以相对轻松地获得更多的非制度化参与途径, 通过新媒体平台影响政府决策。此外, 在推进阳光型政府的建设中, “网络问政”、“市长热线”等诸多官方途径迎合了年轻流动人口政治参与的需求。女性参与政治生活是社会政治文明进步的推动力。城市化进程动摇了传统的“男主外, 女主内”性别分工模式, 与早期以男性为主的流动人口特征不同, 越来越多的女性也加入到了流动人口队伍之中。她们在人口流动过程中, 思想得到解放, 社会视野得到拓展。

通常将受教育程度、个人年均收入作为衡量社会地位的重要指标, 且在统计学意义上呈现出差异。衡量社会地位指标的包含客观社会阶层评价指标和主观社会阶层评价指标以及综合社会阶层评价指标, 后者日益得到广泛的应用。而在考察社会地位对个体政治效能感的研究中, 常忽略了主观社会地位的影响。无可置否, 受教育程度对流动人口的内、外在效能感产生正向影响, 直接关系到个体政治知识获取和政治技能的习得。经济收入的增加、政治身份性质也对其政治能力产生一定的影响。传统研究认为, 当社会公民位于顶层和底层时, 其内部身份认同率较高, 处于中间阶层的社会公民内部身份认同率较低

[32]。不同的是,相较于处于顶层和低层流动人口,认为自身处于中间阶层的流动人口的政治效能感有显著差异,其原因体现在流动动机差异上。处于社会低层的人口向外流动的主要动机是解决温饱,更多关注自身生存问题;而处于中层的流动人口在获得一定经济支持之上,开始关注自身发展以及享有权利的实现,其流动目的开始转变为“追求更加美好的生活”。动机的改变促使社会中间阶层的流动人口主动寻求自我利益的实现。伴随着社会阶层结构逐步由“金字塔型”向“纺锤型”转变,中间阶层成为社会的稳定器,积极回应中层的合理需求成为服务型政府的必要条件。

## 5.2. 政治参与行为与政治效能感

流动人口的政治参与水平是影响其政治效能感的主要因素,假设2成立。

政治参与水平是直接影响个体政治效能感的重要因素,也是衡量国家民主化程度的重要标准。大量研究发现,个体投票选举行为和参与意愿与政治态度联系紧密。受城乡二元割裂的户籍制度的影响,流动人口面临合法政治权利旁落、政治参与无门的尴尬境地。一面是处于弱势的社会地位,难以参与到流入地的社区选举;一面是受时空因素的限制,流出地政治参与冷漠。即便是流动人口被动参与政治生活时,其首先考虑的仍是依靠地缘、业缘关系或是非制度化的集体行动。陈旧的二元户籍制度与社会需求的不匹配可能是流动人口政治参与困难、效能感低下的真正元凶。值得注意的是,我们发现流动人口的政治关注程度并没有对政治态度产生显著差异。原因有以下几点:一是互联网信息混杂。新媒体时代为信息获取提供便利条件,同时混杂着各类真假难辨的信息。而流动人口受综合文化素质的限制,难以对海量信息进行自主筛选,当大量政府负面消息或是二手加工信息涌入视野,对政府的不信任感随之增加。二是信息偏好性选择。新生代农民工的新媒体普及达到很高水平)他们使用新媒体主要以人际交往、休闲娱乐功能为主)集中于对QQ和百度的使用[33]。根据统计数据反映发现,尽管对时政信息有一定程度的获取,但更多偏好于选择社交娱乐类信息。三是“半城市化”的生活状态。以聚群的生活方式为主)重视内群体交往)缺少群际交往[34],缺乏与工会组织、社区居委会以及其他社会群体之间的交流。主观上政治关注程度不足和客观上所处的社会交流环境的共同作用下,流动人口对政治关注程度总体偏低。

## 5.3. 地方服务水平与政治效能感

地方政府服务水平差异导致流动人口衡量政府满意度的标准发生了变化,影响流动人口的政治态度,假设3成立。

城乡之间社会基础设施建设、医疗教育资源和就业机会空间等社会保障因素的巨大差异是引起我国人口流动的主要原因。人口流动对城乡户籍居民政治态度会产生“背反效应”[35],原因在于流动人口衡量地方政府服务水平的参照系发生了改变。流入地完善的公共服务设施和社会保障水平势必导致流动人口对流出地政治信任的下降和政府服务的不满,进而影响对两地政府持有态度的变化。政府购买服务常态化下,政府购买公共服务造成承包商可能会想方设法地取悦和满足政府人员的需求而忽视了公共服务的最终消费者,进而导致公众满政府意度偏低[36]。而公众满意度直接决定了其对政府态度的好坏程度。在人口大规模的流动的实践中扭曲了地方政府尤其是流入地地方政府的财政激励,从而进一步强化了地方政府在部分公共服务供给中对户籍的依赖[37]。公共服务供给侧对制度结构的依赖与需求侧内容形式的多样性和复杂性之间的不对称、不平衡共同导致公共服务的非均等化。人们为了满足自我发展或是子女教育的需要而进行的人口流动,更深层次的原因在于不同地区、城市之间由地方财政资源的差异而造成的公共服务非均等化。而我国地方财政资源分配取决当前户籍制度的规定。事实上,地方服务水平取决于制度安排与地方政府政策执行水平的差异。除此之外,公民参与、社会组织、信息沟通、电子政务技术等对地方政府公共服务供给能力提升更具影响力[38]。政治效能感与地方公共服务水平的提升是一个双

向嵌入的过程，一方面公共服务供给水平差异是导致人口流动的重要原因；一方面直接影响政治效能感的公民行为对地方公共服务供给能力又具有促进作用。

#### 5.4. 社会感知状况与政治效能感

社会公平感知状况是流动人口衡量其社会生存空间的重要标准，对政府信任度越高，社会越公平，排斥政府的可能性越小，假设4成立。

流动人口作为社会弱势群体，对政府信任和社会公平的感知敏锐而脆弱。通常政治效能感作为中介变量影响政府信任和社会公平。实际上，二者能够直接影响流动人口的政治态度。流动人口的社会公平感知直接作用于内在心理态度，表现为内在效能感的高低，对外在政治效能感不具有明显作用。政治信任就内在和外在效能感上呈现出反向差异，且中央政府的政治信任对政治态度并无显著差异。受科层制度和行政发包制度的影响，地方政府作为政策执行者其行为直接关系到流动人口的切身利益。因而，相较于制定宏观政策的中央政府，流动人口对地方政府的政治态度更加凸显。内在政治效能感源自于个体自我影响政府能力的认知，因而对政府信任度越高，直接表现为内在政治效能感越高。传统研究认为，以上结论同样适用于外在效能感。然而，研究发现流动人口的外在政治效能感与地方政府信任呈现出反向差异，表现出流动人口对地方政府的政治信任越高，其外在政治效能感越低。人口流动存在这样的流动规律：在个人理性选择、社会发展环境适宜、存在收益差异、流入收益大于流动成本的情况下必定驱使人们由低收益领域向高收益领域流动)而且比较收益差异量与流动人口的流速、流量正相关[39]。流入地为吸引劳动力资源流入，发展地方经济，在初期会进行流动宣传承诺一系列的福利待遇，且流入地政府也在一定程度上满足了流动人口的物质需求。加之，受传统思想的影响，政府等官方机构仍是身处异乡的流动群体寻求帮助的第一选择。因此，流动人口在流入初期对流入地地方政府具有较高的政治信任和期待。然而随着时间的推移，政府有限的能力和滞后的回应性无法满足较多、较高的政治期待，最终导致政治效能感的下降。

### 6. 对策建议

1) 推动户籍制度改革，化解人户分离困境。制度安排决定了流动人口的政治参与水平。随着当前户籍制度改革的深化，各地方政府应在宏观政策之下，探索地方户籍制度执行方式，创新流动人口治理思路。流入地与流出地地方政府合作联动，确保流动人口信息的常态化更新与基本权益的保障落实。

2) 扩大政治参与范围，拓宽政治参与渠道。“互联网+”模式为信息充分流动提供了技术支持，在保持现有政治参与方式的基础之上，充分利用新媒体平台了解流动人口的政治参与意愿、提高政治文化知识、更新政治参与方式。为化解流动人口政治边缘化困境，要做到“两地共举”。流出地可根据流动人口的流动时间适时调整居(村)委会的选举时间，保证流出地政治参与的“在场”。流入地搭建流动人的交流活动平台，依靠同乡会、社会组织多方力量，帮助流动人口的主动融入以促进流入地政治参与的“吸纳”。此外，多通过微信、抖音等社交平台宣传政治参与的价值意义，鼓励流动人口积极参与，为不同群体的政治参与创造一个轻松氛围，化消极被动参与为积极主动加入。

3) 提高政府公共物品供给水平，促进公共服务均等化。理顺政府、市场、社会在公共服务供给中的角色定位，将政府作为公共服务的直接提供者转变为间接支持者。通过政府购买服务的方式充分发挥市场和各类社会组织在公共服务提供中的重要作用，满足多样化的社会需求。关键点在于地方财政资源的分配，中央政府通过转移支付有针对性地平衡和扶持公共服务提供较弱的区域，或区域间政府结对互助的形式共同促进公共服务的均等化。

综上所述，流动人口的政治效能感影响因素具有多元属性。数据验证分析使我们进一步发现部分影

响因素背后的因果关系, 为如何提高流动人口的政治参与提供了切入点。本文不足之处在于缺乏对户籍制改革前后数据对比分析, 无法完全推测出户籍制度改革对流动人口政治效能感影响状况。此外, 根据流动人口的分类, 文章只进行了广义层面的数据测量, 缺乏对农村户籍流动人口与农村非流动人口、城市移民与城市原著民以及农村户籍流动人口与城市移民之间政治效能感差异的具体分析。

## 参考文献

- [1] 李蓉蓉. 城市居民社区政治效能感与社区自治[J]. 中国行政管理, 2013(3): 53-57.
- [2] 裴志军, 陈姗姗. 家庭关系、政治效能感和女性村民选举[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2017, 16(2): 129-139.
- [3] 田北海, 桑潇. 城市务工经历、现代性体验与农民政治效能感[J]. 甘肃行政学院学报, 2019(3): 79-89.
- [4] 陈雪莲. 地方干部的政治信任与政治效能感——一项以问卷为基础的研究[J]. 社会科学, 2013(11): 4-15.
- [5] 任振宇, 石本惠. 双重边缘化: 流动人口政治参与困境及其路径选择——基于成都市调研的思考[J]. 天府新论, 2013(1): 24-28.
- [6] Campbell, A., Gurin, G. and Miller, W. (1954) *The Voter Decides*. Row, Peterson, Evanston, IL.
- [7] Balch, G.I. (1974) Multiple Indicators in Survey Research: The Concept "Sense of Political Efficacy". *Political Methodology*, 1, 1-43.
- [8] Easton, D. and Dennis, J. (1967) The Child's Acquisition of Regime Norms: Political Efficacy. *The American Political Science Review*, 61, 25-38. <https://doi.org/10.2307/1953873>
- [9] Hayes, B.C. and Bean, C.S. (1993) Political Efficacy: A Comparative Study of the United States, West Germany, Great Britain and Australia. *European Journal of Political Research*, 23, 261-280. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.1993.tb00359.x>
- [10] Alvarez Padilla, Y., Hylton, M.E. and Sims, J.L. (2020) Promoting Civic Knowledge and Political Efficacy among Low Income Youth through Applied Political Participation. *Journal of Community Engagement and Scholarship*, 12, Article No. 5. <https://doi.org/10.54656/KRYI6242>
- [11] Abramson, P.R. (1972) Political Efficacy and Political Trust among Black Schoolchildren: Two Explanations. *Journal of Politics*, 34, 1243-1275.
- [12] 裴志军. 农村和城市居民政治效能感的比较研究[J]. 政治学研究, 2014(4): 63-72.
- [13] 李蓉蓉. 影响农民政治效能感的多因素分析[J]. 当代世界与社会主义, 2014(2): 180-186.
- [14] 石瑛, 董丁戈. 论基于政治效能感的公民政治参与[J]. 学术交流, 2012(9): 17-20.
- [15] Amnå, E., Munck, I. and Zetterberg, P. (2004) Meaningful Participation? Political Efficacy of Adolescents in 24 Countries. *European Consortium of Political Research Joint Sessions*, Uppsala.
- [16] 刘芳, 施文捷. 城市基层政治参与对政治效能感的影响——以上海社区为例的实证研究(英文) [J]. 社会, 2012, 32(2): 223-241.
- [17] 蔡昉. 城市发展中的人口、政府和公共服务[J]. 国外社会科学, 2020(2): 15-22.
- [18] 胡颖廉. 地方政府竞争与公共服务: 基于中部六省数据的实证研究(1996-2005) [J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2008(1): 20-29.
- [19] 段成荣, 段力刚. 流动人口政治参与问题研究[J]. 国家行政学院学报, 2014(5): 63-69.
- [20] 宋典, 芮国强, 马冰婕. 政府信任、政治效能感和媒介接触对公民参与的影响——一个基于文明城市创建领域的调查分析[J]. 苏州大学学报(哲学社会科学版), 2019, 40(3): 7-14.
- [21] 王浦劬, 孙响. 公众的政府满意向政府信任的转化分析[J]. 政治学研究, 2020(3): 13-25+125.
- [22] Gamson, W.A. (1971) Political Trust and Its Ramifications. *Social Psychology and Political Behavior*, 7, 40-55.
- [23] 孟利艳. 对政治越有疏离感越不参与政治吗——青年的政治态度偏好与线上、线下生活政治行为选择[J]. 中国青年研究, 2020(2): 74-84.
- [24] 张于, 曹明宇. 政治参与、政治心理与公众的警察信任: 基于有序 Probit 模型的分析[J]. 云南行政学院学报, 2018, 20(3): 98-102.
- [25] 胡荣, 沈珊. 社会信任、政治参与和公众的政治效能感[J]. 东南学术, 2015(3): 23-33+246.
- [26] 麻宝斌, 于丽春. 政治效能感、社会公平感对政治信任的影响——基于全国调查数据的中介效应分析[J]. 学术交



流, 2020(7): 41-53+191.

- [27] 万仞梅. 公众政治参与及其影响因素研究[D]: [硕士学位论文]. 武汉: 武汉大学, 2018.
- [28] 刘军. 论流动人口的政治参与[J]. 云南行政学院学报, 2004(2): 18-20.
- [29] 陈国强, 李芬英. 户籍制度改革下流动人口的权利塑造[J]. 中国公共政策评论, 2021, 18(1): 41-58.
- [30] 王薪喜, 孟天广. 空间与治理: 城市政治研究的新进展[J]. 国外社会科学, 2020(3): 110-122.
- [31] 田北海, 桑潇. 城市务工经历、现代性体验与农民政治效能感[J]. 甘肃行政学院学报, 2019(3): 79-89+128.
- [32] 娄世艳, 芦嘉迪. 社会阶层评价指标研究的演进、成就与困境[J]. 贵州财经大学学报, 2020(1): 103-110.
- [33] 周葆华, 吕舒宁. 上海市新生代农民工新媒体使用与评价的实证研究[J]. 新闻大学, 2011(2): 145-150.
- [34] 王春光. 新生代农民工城市融入进程及问题的社会学分析[J]. 青年探索, 2010(3): 5-15.
- [35] 池上新, 陈诚. 背反效应: 人口流动与城乡居民的政治态度[J]. 中国农村观察, 2016(5): 22-36+94-95.
- [36] 詹国彬. 需求方缺陷、供给方缺陷与精明买家—政府购买服务的困境与破解之道[J]. 经济社会体制比较, 2013(5): 142-150.
- [37] 甘行琼, 刘大帅, 胡朋飞. 流动人口公共服务供给中的地方政府财政激励实证研究[J]. 财贸经济, 2015(10): 87-101.
- [38] 张开云, 张兴杰, 李倩. 地方政府公共服务供给能力: 影响因素与实现路径[J]. 中国行政管理, 2010(1): 92-95.
- [39] 俞宪忠. 人口流动规律及其政策含义[J]. 中国人口·资源与环境, 2005(1): 120-124.